Gains des femmes ayant des enfants et des femmes sans enfant

Xuelin Zhang

Élever des enfants comporte non seulement la responsabilité de la garde des enfants, mais aussi des coûts monétaires. L'un de ces coûts est ce que l'on appelle l'« écart lié à la famille », ou encore l'« écart des gains lié à la maternité », soit la pénalité liée au fait d'avoir des enfants. Cet écart mesure de combien les gains des femmes ayant des enfants sont inférieurs à ceux des femmes qui n'en ont pas, les autres facteurs étant égaux.

Un écart de gains important imposerait une tension financière aux jeunes familles et pourrait avoir des effets dissuasifs sur la participation des nouvelles mères au marché du travail si, par exemple, cet écart était prononcé à un point tel que les gains de la mère ne suffisaient pas à couvrir ses dépenses reliées au travail, notamment les frais de garde d'enfants. Dans un tel cas, les mères pourraient être enclines à quitter le marché du travail.

Les préoccupations financières rattachées à la naissance d'un enfant peuvent avoir une incidence sur la participation aux modalités de congé de maternité offertes en vertu des dispositions législatives provinciales et fédérales. Une enquête récente a révélé que plus de 40 % des nouveaux parents ne pouvaient se prévaloir des congés de maternité en raison de leur situation financière; en outre, 81 % des parents ayant pris un tel congé puis ayant recommencé à travailler ont déclaré qu'ils seraient restés à la maison plus longtemps s'ils en avaient eu les moyens (Beaupré et Cloutier, 2007).

L'étude de l'écart des gains entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant permet aussi de mieux comprendre les enjeux reliés à la décision des parents concernant la taille de leur famille. De même que dans d'autres pays développés, le taux de fécondité au Canada a connu une baisse et est demeuré sous le seuil

Xuelin Zhang est au service de la Division de la statistique du revenu. On peut le joindre au 613-951-4295 ou à perspective@statcan.gc.ca.

Source des données et définitions

L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) est une enquête longitudinale qui est menée auprès des ménages par Statistique Canada. Elle sert à recueillir des renseignements sur l'investissement dans le capital humain, l'expérience du marché du travail, les gains et le revenu des Canadiennes et des Canadiens âgés de 15 ans et plus. Elle permet aussi d'enregistrer des événements démographiques importants, comme les naissances, ce qui donne la possibilité d'examiner la relation entre les naissances et les gains des mères grâce à des analyses transversales et longitudinales.

L'EDTR suit les ménages pendant une période de six ans. Tous les trois ans, un nouveau panel de répondants s'ajoute. Trois panels complets étaient disponibles (1993 à 1998, 1996 à 2001 et 1999 à 2004) pour cette étude. Des femmes âgées de 18 à 44 ans ont été sélectionnées dans les trois panels et elles ont été observées sur une période allant de deux à six ans. L'échantillon regroupé comptait 9 239 femmes ayant des enfants (dont 3 429, soit 37 %, ont donné naissance à des enfants à l'intérieur de la fenêtre d'observation) et 6 393 femmes sans enfant. Le nombre total d'observations s'établissait à 69 819 (personnes par années). Le tableau qui suit présente des statistiques descriptives sur quelques caractéristiques des mères et des femmes sans enfant (pour leur dernière année dans l'échantillon).

Tableau Femmes âgées de 18 à 44 ans

	Avec enfants	Sans enfant
Âge moyen	**35,1**	**28,1**
Années d'expérience potentielle	16,2	7,9
Années d'études	13,8	15,3
Années d'expérience professionnelle[1]	10,5	5,5
État matrimonial	%	
Mariée ou vivant en union de fait	76,8	29,8
Séparée	15,6	6,1
Jamais mariée	7,7	64,0
Nombre d'enfants		
Un	28,8	...
Deux	43,4	...
Trois	27,8	...
Études		
Sans diplôme d'études secondaires	11,7	4,8
Diplôme d'études secondaires	16,6	8,1
Études postsecondaires partielles	56,4	60,2
Baccalauréat ou plus	15,1	26,8
Emploi à plein temps	68,0	77,0

1. Expérience professionnelle équivalant à du plein temps toute l'année.
Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

de renouvellement des générations depuis de nombreuses années. L'une des raisons expliquant ce faible taux de fécondité pourrait être le coût élevé de l'éducation et de la garde des enfants[1]. Le concept d'écart lié à la famille rend compte, au moins partiellement, des coûts de renonciation associés au fait d'avoir des enfants.

Il n'est pas surprenant que les économistes et les sociologues aient étudié l'écart des gains entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant. De fait, les chercheurs américains et européens ont multiplié les études sur l'écart lié à la famille au cours des deux dernières décennies. Par exemple, une étude a montré que les gains des mères américaines et britanniques étaient d'environ 20 % inférieurs à celui des femmes sans enfant de ces pays (Waldfogel, 1998a).

Plusieurs études ont conclu qu'une fraction importante, généralement de l'ordre de 50 % à 60 %, de l'écart observé peut s'expliquer par un certain nombre de facteurs socioéconomiques. Le nombre moins élevé d'années d'expérience professionnelle en raison d'interruptions de la carrière lors de la naissance des enfants est sans doute l'un des facteurs les plus perceptibles. Également, la présence de jeunes enfants peut limiter les heures que les mères veulent travailler ou amener celles-ci à choisir des emplois offrant plus de latitude, mais un salaire moins élevé. La fraction non expliquée de l'écart des gains est généralement attribuée à des caractéristiques individuelles non observées, comme la motivation professionnelle, ou encore la discrimination à l'endroit des mères de la part des employeurs[2].

Les travaux de recherche menés au Canada sont beaucoup moins nombreux, et les résultats sont variables. Par exemple, lors d'une étude de sept pays de l'OCDE portant sur les pénalités liées au fait d'avoir des enfants, aucun écart de gains n'a été observé, au niveau des données brutes, entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant. Cependant, une fois pris en compte quelques facteurs, comme l'âge et la scolarité, des écarts de 4 %, 5 % et 13 % sont apparus dans le cas des femmes ayant un enfant, deux enfants et trois enfants ou plus respectivement (Harkness et Woldfogel, 1999). Dans une autre étude, on a observé l'existence d'une pénalité substantielle pour les mères nées de 1948 à 1960, tandis que celles nées après 1960 profitaient au contraire d'un avantage au chapitre des gains par rapport à leurs contemporaines sans enfant (Drolet, 2002).

La présente étude enrichit la littérature canadienne à plusieurs égards. Notamment, c'est la première fois que l'on utilise des données sur les gains de trois panels complets provenant de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (voir *Source des données et définitions*); cela nous permet de tenir compte des caractéristiques individuelles non observées, comme la motivation professionnelle, qui peuvent être corrélées à la fois avec les gains et la naissance d'enfants[3]. Nous cherchons à répondre à plusieurs questions clés : Existe-t-il vraiment un écart des gains entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant au Canada? Quelle est l'ampleur de l'écart? Est-ce que le même écart existe pour différents groupes de mères? Quels facteurs peuvent expliquer l'écart?

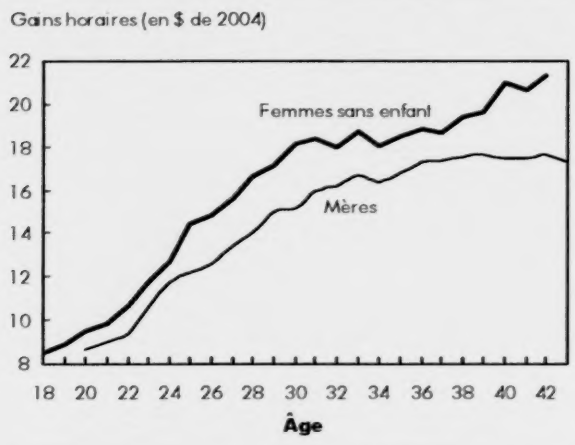
Écart de gains important entre les femmes ayant des enfants et les femmes sans enfant

Les profils âge-gains des mères et des femmes sans enfant au Canada montrent que ces dernières gagnent systématiquement plus que les femmes ayant des enfants (graphique A). Par exemple, à l'âge de 30 ans, les femmes ayant des enfants touchaient des gains horaires moyens de 15,20 $, contre 18,10 $ (en dollars de 2004) pour les femmes sans enfant. Le calcul de la moyenne des écarts à tous les âges plausibles montre que les gains horaires des mères étaient d'environ 12 % inférieurs à ceux des femmes sans enfant[4].

L'écart s'est accentué avec le nombre d'enfants (graphique B). Ainsi, l'écart moyen, qui était d'environ 9 % dans le cas des mères ayant un enfant, passait à 12 % pour les mères de deux enfants, et à 20 % pour les mères de trois enfants ou plus. Cela indique que l'écart s'accroît à mesure que le nombre d'enfants augmente, mais cet accroissement n'est pas proportionnel. Cela dit, l'écart des gains observés augmente avec chaque nouvel enfant[5].

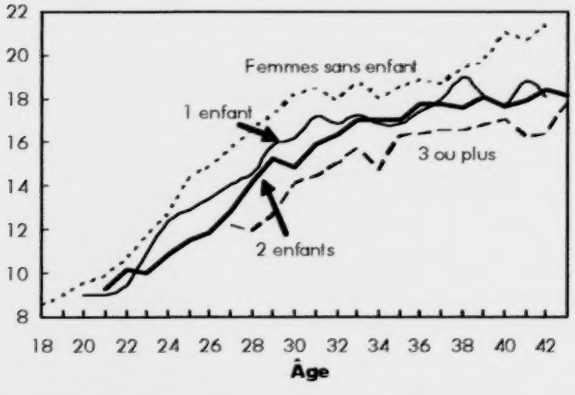
L'écart entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant était relativement faible chez les femmes plus jeunes. Par exemple, à l'âge de 20 ans, les gains des femmes ayant un enfant et de celles sans enfant étaient presque identiques. Cela semble indiquer que des aspects comme l'autosélection dans l'optique de la naissance d'enfants ne présentaient probablement pas beaucoup d'importance[6]. Par contre, les gains des mères n'ont pas augmenté au même rythme que celui des femmes sans enfant, de sorte que les pertes des gains subies par les mères ne pourront peut-être jamais être récupérées (Phipps et coll., 2001).

Graphique A À tous âges, les gains horaires des mères étaient moindres que ceux des femmes sans enfant...



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

Graphique B ...et cet écart s'accentuait généralement à mesure que le nombre d'enfants augmentait



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

L'écart des gains est plus marqué pour les mères qui interrompent leur carrière pendant une longue période

Les données font état d'un écart de près de six ans entre l'expérience professionnelle réelle et potentielle des femmes ayant des enfants, comparativement à un écart d'à peine un peu plus d'un an pour les femmes sans enfant[7]. En d'autres termes, les femmes ayant des enfants ont été plus longtemps sans emploi (ou en interruptions de carrière) que celles sans enfant.

De manière à établir l'effet des années d'expérience de travail sur l'écart des gains reliés à la maternité, les femmes ont été regroupées selon la durée de l'interruption de carrière (différence entre le nombre d'années d'expérience de travail potentiel et le nombre d'années d'expérience de travail réel)[8].

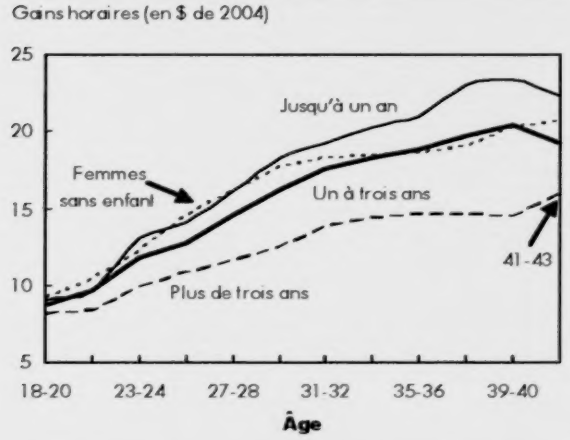
Il est évident que des interruptions de carrière prolongées ont eu une incidence négative sur les gains des mères (graphique C). Par exemple, la différence relative aux gains horaires moyens des femmes sans enfant et des mères ayant interrompu leur carrière plus de trois ans était de près de 30 % à l'âge de 40 ans. Au contraire, des interruptions de carrière de courte durée ont fait peu de différences – avant l'âge de 33 ans, les gains moyens des mères dont la carrière avait été interrompue plus d'un an, mais moins de trois, étaient quelque peu inférieurs à ceux des femmes sans enfant, mais ils étaient similaires après 33 ans.

L'écart des gains est plus grand pour les mères seules que pour les mères mariées

La situation des mères seules présente un intérêt particulier, car ces femmes sont plus susceptibles de faire face à des difficultés financières. Où se situent leurs gains par rapport à ceux des femmes célibataires sans enfant? Comment les gains des mères mariées (ou vivant en union de fait) se comparent-t-ils à ceux de leurs homologues sans enfant? Et comment ces deux écarts se comparent-ils l'un à l'autre?

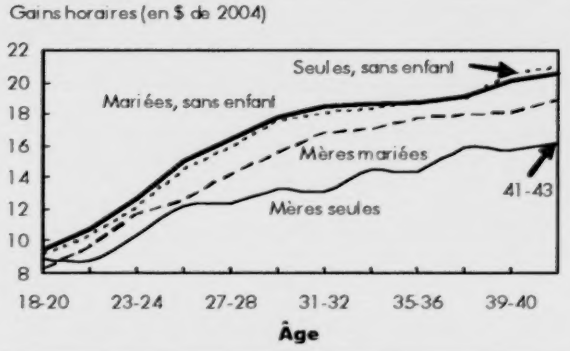
Dans le cas des femmes sans enfant, les gains des femmes mariées et ceux des femmes célibataires étaient similaires, ce qui semble montrer que l'état matrimonial n'a peut-être pas d'effet sur les gains des femmes sans enfant. Cette observation soulève certains doutes concernant le fondement de l'hypothèse de la pénalité reliée au mariage au chapitre des gains (graphique D)[9]. Toutefois, l'écart entre les mères seules et les femmes sans enfant apparaît plus marqué que celui entre les

Graphique C Plus l'interruption de carrière était longue, plus les pertes de gains étaient importantes



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

Graphique D Les mères seules perdaient plus de gains que les mères mariées



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

mères mariées et les femmes sans enfant. Une comparaison des mères seules et des femmes célibataires sans enfant montre que l'écart des gains moyens était de près de 20 %. Mais pour les mères mariées ou vivant en union de fait versus les femmes vivant en couple sans enfant, l'écart était d'environ seulement 10 %.

Autrement dit, l'écart des gains entre les mères seules et les femmes célibataires sans enfant était près de deux fois plus important que celui entre les mères mariées et les femmes mariées sans enfant. La présence d'un conjoint semble réduire l'effet négatif de la naissance d'enfants sur les gains de la mère, de sorte qu'il faut prendre en compte l'état matrimonial lorsque l'on examine l'écart des gains entre les femmes ayant des enfants et les femmes sans enfant.

L'écart des gains est plus important dans le cas des mères très scolarisées

Le lien entre le report de la maternité et la baisse du taux de fécondité chez les femmes très scolarisées peut s'observer dans de nombreux pays. Étant donné la corrélation positive qui existe entre la scolarité et les gains, une question importante consiste à savoir si la pénalité relative aux gains des mères très scolarisées est supérieure à celle des mères peu scolarisées[10].

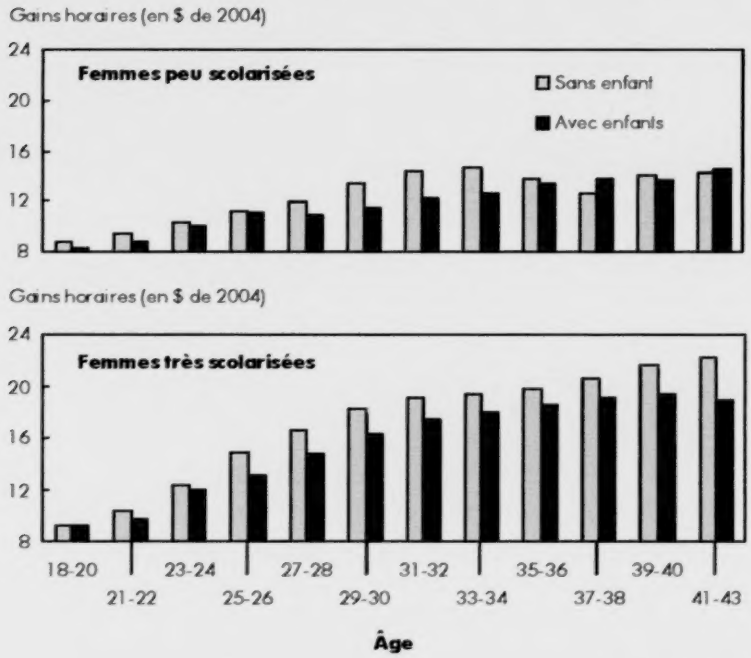
L'écart des gains entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant était généralement plus faible dans le cas des femmes peu scolarisées que dans celui des femmes très scolarisées (graphique E). Ainsi, l'écart entre les mères et les femmes sans enfant dont le niveau de scolarité était peu élevé se limitait à la fourchette d'âge allant de 27 à 34 ans, après quoi cet écart devenait très petit. Par contre, dans le cas des mères très scolarisées, un écart était observable pour à peu près tous les âges.

La différence découlant du fait de travailler à plein temps ou à temps partiel est peu marquée

Étant donné que les mères sont plus susceptibles de travailler à temps partiel que les femmes sans enfant et que les travailleurs à temps partiel gagnent généralement moins que ceux à plein temps, aider les mères à occuper un emploi à plein temps apparaît être un moyen plausible de contrebalancer la pénalité liée au fait d'avoir des enfants.

Toutefois, après l'âge de 34 ans, très peu de femmes sans enfant travaillaient à temps partiel, et l'écart des gains entre les mères et les femmes sans enfant était négligeable (graphique F). Par contre, les jeunes mères travaillant à temps partiel semblaient quelque peu désavantagées par rapport aux travailleuses à temps partiel sans enfant. Cela dit, dans l'ensemble, les gains horaires des mères travaillant à plein temps étaient à

Graphique E Les mères très scolarisées gagnaient moins que les femmes sans enfant à presque tous les âges; pour les mères peu scolarisées, les pertes de gains se limitaient principalement à celles qui étaient âgées de 27 à 34 ans



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

peine plus élevés que celui des mères travaillant à temps partiel, ce qui laisse penser que les heures de travail ne sont sans doute pas un facteur important en ce qui touche l'écart des gains.

L'avantage associé au report de la maternité au chapitre des gains pourrait venir à disparaître au fil du temps

Les études supérieures et le cheminement professionnel semblent amener de nombreuses femmes à reporter le mariage et la maternité dans les pays industrialisés. Le Canada ne fait pas exception, et les femmes ayant reporté leur mariage ou la maternité ont gagné un revenu plus élevé (Drolet, 2002). Cependant, la direction du rapport de toutes causalités entre les gains et le report de la maternité n'est pas claire.

En fonction de l'âge, les gains des mères ayant reporté la maternité (premier enfant à l'âge de 30 ans ou plus) étaient plus élevés que celui des femmes sans enfant dans une proportion de 10 % environ (graphique G)[11]. Par contre, leurs gains diminuaient au fil du temps pour se situer sous la moyenne de celui des femmes sans enfant après l'âge de 40 ans.

Facteurs expliquant l'écart des gains

Même lorsqu'on les mesure en tenant compte de l'âge, les écarts des gains observés ne représentent pas forcément le désavantage réel subi par les femmes ayant des enfants, car les gains sont déterminés non seulement par l'âge et la présence d'enfants, mais également par d'autres facteurs tels que l'expérience professionnelle, la scolarité, la branche d'activité, la profession, l'affiliation syndicale et des caractéristiques individuelles non observées comme la motivation professionnelle et les aptitudes. Il se pourrait que les femmes qui sont devenues mères avaient un niveau de scolarité moins élevé ou moins d'années d'expérience professionnelle, ou encore qu'elles avaient choisi de travailler pour une entreprise offrant une rémunération moins élevée, mais plus de latitude ou d'autres avantages reliés à l'emploi.

De façon à tenir compte des effets que ces facteurs peuvent avoir sur les gains des mères et des femmes sans enfant, les chercheurs procèdent habituellement à l'estimation de modèles qui tiennent compte de la présence d'enfants (voir *Les modèles des gains*). Dans la présente étude, nous avons utilisé au départ un modèle de capital humain élargi qui englobait l'âge, les années d'études, l'expérience professionnelle, l'état matrimonial, le statut de travailleuse à plein temps ou à temps partiel, l'affiliation syndicale, la taille de l'employeur, le revenu familial (gains du conjoint et des autres

Les modèles de gains

Selon la théorie du capital humain, les gains dépendent de la scolarité, de l'expérience professionnelle, de la profession, de la taille de l'entreprise, de l'affiliation syndicale, etc. À l'instar d'autres chercheurs, le modèle suivant a été utilisé en premier :

$$Y_i = \alpha + \beta_1 K_{1i} + \beta_2 K_{2i} + \beta_3 K_{3i} + \theta X_i + \varepsilon_i \qquad (1),$$

où Y_i représente les gains, K_1, K_2 et K_3 sont égaux à 1 si la femme a un, deux ou trois enfants ou plus, respectivement, et à 0 si la femme n'a pas d'enfant. X_i contient d'autres variables influant sur les gains, et les effets de ces variables sont représentés par θ. Le terme ε_i représente l'erreur aléatoire. Les coefficients β_1, β_2 et β_3 mesurent la pénalité reliée aux gains des mères ayant respectivement un, deux et trois enfants ou plus.

À partir de données longitudinales, le modèle peut être modifié de manière à prendre en compte des facteurs non observés qui influent sur les gains :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 K_{1it} + \beta_2 K_{2it} + \beta_3 K_{3it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (2),$$

où i correspond à une travailleuse et t, au moment (année). Le terme constant α de l'équation (1) est maintenant marqué de l'indice i, ce qui indique que le profil des gains de chaque travailleuse comprend une ordonnée à l'origine différente. Cette ordonnée à l'origine particulière à la personne rend compte de l'effet conjoint que des facteurs non mesurés comme la motivation et les aptitudes auront sur les gains.

Il existe deux spécifications différentes du modèle donné par l'équation (2). Si l'on suppose que α_i est corrélé avec X_{it}, on parlera de modèle à effets fixes, autrement on parlera de modèle à effets aléatoires.

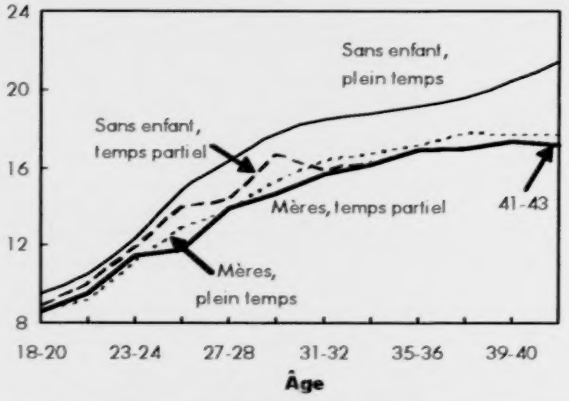
membres de la famille, y compris le revenu hors travail), la branche d'activité, la profession et les responsabilités de gestion[12].

Le modèle prenait simultanément en compte l'âge, les années d'étude et l'expérience professionnelle. Étant donné que, sur le plan mathématique, cela équivaut à prendre en compte la durée des interruptions de carrière – qui est généralement considérée comme étant le principal facteur sous-jacent aux écarts de gains entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant –, on peut ainsi surmonter une difficulté découlant du fait que les panels de l'EDTR portent sur un intervalle de six ans seulement, ce qui ne permet pas de calculer avec précision la durée des interruptions de carrière[13].

Dans ce modèle, les mères ayant un enfant, deux enfants et trois enfants ou plus continuent d'enregistrer un écart de gains de 2 %, 3 % et 6 %, respective-

Graphique F Les mères travaillant à plein temps subissaient un peu plus de pertes de gains que celles travaillant à temps partiel

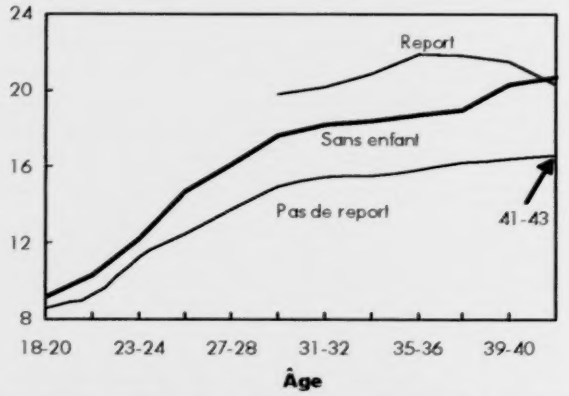
Gains horaires (en $ de 2004)



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

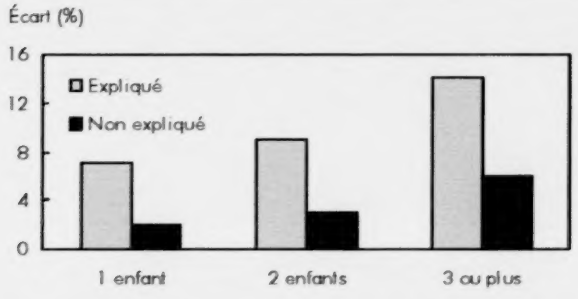
Graphique G Les mères reportant la naissance de leur premier enfant après l'âge de 30 ans gagnaient plus que les femmes sans enfant

Gains horaires (en $ de 2004)



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

Graphique H Environ 70 % de l'écart de gains lié à la maternité pouvait être expliqué par des caractéristiques observables



Source : Statistique Canada, Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, 1993 à 2004.

ment, ce qui signifie qu'au moins 70 % des écarts sont attribuables aux facteurs pris en compte (graphique H). Cependant, les écarts résiduels demeurent significativement différents de zéro.

L'importance des facteurs non observés

Les caractéristiques individuelles non mesurées, comme la motivation et les aptitudes innées, peuvent aussi influer sur les gains et, par conséquent, sur l'écart de gains entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant. Notamment, si les caractéristiques individuelles non mesurées ont simultanément une incidence sur la rémunération et sur les décisions reliées à la fécondité, le fait de ne pas tenir compte de ces facteurs pourrait fausser l'estimation de l'écart de gains.

Il est possible de postuler deux types de facteurs non mesurés, selon que leur effet sur les gains et la fécondité va dans la même direction, en les accroissant ou en les diminuant, ou dans des directions différentes. Les aptitudes innées sont un exemple du premier type de facteur, car elles peuvent être associées positivement à la fois aux gains et à la fécondité, tandis que la motivation professionnelle appartient au deuxième type, car elle peut être corrélée positivement avec les gains, mais négativement avec la fécondité. En théorie, l'écart des gains estimé présentera un biais vers le bas lorsque l'on ne tient pas compte du premier type de facteurs, et l'opposé lorsque l'on ne tient pas compte du deuxième.

À partir de données longitudinales, il est possible de prendre en compte les deux types de caractéristiques non mesurées au moyen d'un modèle à effets fixes[14]. Selon ce modèle, les écarts de gains étaient de 1 %, de 4 % et de près de 8 % pour les femmes ayant respectivement un enfant, deux enfants et trois enfants ou plus. Comparativement aux résultats du premier modèle, qui ne prenait en compte que les facteurs observables, le désavantage estimé des mères de deux enfants et trois enfants ou plus augmentait légèrement, tandis que la pénalité subie par les mères d'un enfant diminuait et devenait statistiquement non significative.

Afin de vérifier la robustesse du modèle à effets fixes, nous avons également procédé à l'estimation d'un modèle à effets aléatoires. D'après ce modèle, les écarts étaient ramenés à 1 % (écart statistiquement non significatif), 3 % et 6 %, respectivement. Donc, dans le cas des mères d'un enfant, les résultats produits par le modèle à effets aléatoires et par celui à effets fixes étaient les mêmes; pour ce qui est des mères de deux enfants et trois enfants ou plus, le modèle à effets aléatoires a donné les mêmes résultats que le modèle transversal où seules les caractéristiques individuelles observables étaient prises en compte.

En général, les résultats fondés sur l'analyse longitudinale sont très proches de ceux de l'analyse transversale. Ces résultats laissent penser qu'une part importante de l'écart de gains observé entre les femmes ayant des enfants et celles sans enfant peut être attribuée à des caractéristiques observables et non observables. Lorsque l'on utilise des données longitudinales, l'écart des gains entre les mères d'un enfant et les femmes sans enfant était entièrement expliqué. Avec les données transversales et les données longitudinales, environ 70 % de l'écart de gains observé dans le cas des mères de deux enfants et plus était expliqué. Ces résultats laissent supposer que les pratiques des employeurs sont peu susceptibles d'avoir un effet important sur l'écart de gains relié à la maternité au Canada.

Écarts de gains pour différents groupes de mères au moyen de modèles multivariés

Après avoir commenté séparément les écarts des gains particuliers à différents groupes de mères – selon la durée de l'interruption de carrière, l'état matrimonial, la scolarité, le fait de travailler à plein temps ou à temps partiel, et le report de la naissance du premier enfant –, il faut maintenant prendre en compte différents déterminants de la rémunération.

Les résultats des régressions dans le cadre des analyses transversales et longitudinales ont montré que l'écart de gains entre les femmes ayant des enfants qui ont interrompu leur carrière pendant une courte période (un an ou moins) et les femmes sans enfant n'était pas statistiquement différent de zéro[15]. Parmi les mères ayant interrompu leur carrière pendant une période d'un à trois ans, un écart de 5 % subsistait dans le cas de celles ayant trois enfants ou plus. Chez les femmes ayant un ou deux enfants, les écarts n'étaient pas statistiquement significatifs. Par contre, les mères ayant interrompu leur carrière pendant plus de trois ans continuaient d'accuser un écart significatif de 6 % à 8 %, et ce, peu importe le nombre d'enfants.

Une fois pris en compte les effets des facteurs observables, les mères qui travaillaient à temps partiel ne présentaient aucun désavantage au chapitre des gains par rapport aux travailleuses à temps partiel sans enfant. Dans le cas des travailleuses à plein temps, l'écart observé pour les femmes ayant un enfant n'était pas significativement différent de zéro, mais les écarts relatifs aux mères de deux enfants ou plus persistaient : dans le cas des mères de deux enfants, l'écart non expliqué était d'environ 3 %, et de 6 % dans celui des mères de trois enfants ou plus.

Les écarts de gains observés entre les mères mariées ayant un ou deux enfants et les femmes mariées sans enfant étaient entièrement expliqués par les facteurs observables, mais un écart de gains non expliqué persistait entre les mères seules et les femmes célibataires sans enfant ainsi qu'entre les femmes mariées ayant trois enfants ou plus et celles sans enfant. L'écart de gains non expliqué se chiffrait à 4 % pour les femmes mariées ayant trois enfants ou plus, de 3 % environ pour les mères seules ayant un enfant tandis que les écarts de gains des mères seules avec deux enfants et celles avec trois enfants ou plus étaient respectivement de 6 % et de 9 %.

Chez les femmes peu scolarisées, les facteurs observables expliquaient la totalité de l'écart de gains entre celles ayant des enfants et celles sans enfant, peu importe le nombre d'enfants. Par contre, dans le cas des mères très scolarisées, l'écart variait entre 3 % chez celles ayant un enfant et 6 % chez celles ayant trois enfants ou plus; de plus, la prise en compte des caractéristiques individuelles non observées ne modifiait pas les résultats de manière significative.

Pour ce qui est des mères ayant eu leur premier enfant à 30 ans ou plus, une partie de l'avantage observé au chapitre des gains persistait dans un modèle multivarié. Cependant, les estimations relatives à l'avantage associé au report de la maternité n'étaient pas robustes. Lorsque l'on estimait le même modèle en utilisant la spécification comportant les effets fixes, l'avantage en question disparaissait presque entièrement[16]. Par conséquent, si le report de la maternité peut faire en sorte que les mères profitent d'un certain avantage au chapitre des gains, une partie de cet avantage est dû à des facteurs non observés.

Sommaire

Il existe un écart de gains important entre les femmes canadiennes qui ont des enfants et celles sans enfant. Les gains des femmes ayant des enfants étaient en moyenne de 12 % inférieurs à ceux des femmes sans enfant, et cet écart s'accentuait à mesure qu'augmentait le nombre d'enfants, se chiffrant à 9 %, 12 % et 20 %, respectivement, selon que les mères avaient un enfant, deux enfants ou trois enfants ou plus.

Des analyses transversales regroupées montrent qu'environ 70 % de l'écart de gains observé peut s'expliquer par l'âge, la scolarité, l'expérience, l'état matrimonial, la branche d'activité et la profession. Les analyses mettant à profit la nature longitudinale des données de l'EDTR semblent indiquer que, même si des caractéristiques individuelles non observées, comme la motivation professionnelle et les aptitudes innées, peuvent expliquer une partie de l'écart de gains entre les mères ayant un enfant et les femmes sans enfant, ces caractéristiques n'ont généralement pas d'incidence significative dans le cas des mères de deux enfants ou plus[17].

Les analyses montrent également que les désavantages reliés aux gains varient en fonction des différents groupes de mères. Notamment, les mères seules, les mères ayant interrompu leur carrière pendant une longue période et celles ayant fait des études postsecondaires subissaient des pertes plus importantes que les mères mariées (ou vivant en union de fait), celles n'ayant pas interrompu leur carrière ou l'ayant interrompu pendant une courte période et celles n'ayant pas fait d'études postsecondaires. Quant à l'avantage associé au report de la maternité, il était attribuable pour la plus grande partie à des caractéristiques non observées.

Notes

1. Les mesures diminuant les coûts directs et indirects ont une incidence positive sur la fécondité des femmes canadiennes, ainsi que l'ont avancé Bélanger et Oikawa (1999).

2. Voir Waldfogel (1998b) pour une vue d'ensemble de la littérature internationale. Correll et ses collaborateurs (2007) ont récemment mené une étude sur la discrimination à l'endroit des femmes ayant des enfants.

3. Les effets des caractéristiques non observées sont inférés par le changement des résultats entre les modèles transversaux et longitudinaux.

4. Moins de 100 observations de femmes âgées de moins de 20 ans et ayant des enfants étaient disponibles, de sorte que les gains moyens de ces femmes ne sont pas représentés au graphique A. De même, dans le graphique B, peu de femmes avaient trois enfants ou plus avant l'âge de 26 ans, leurs gains moyens sont donc représentés à partir de 27 ans.

5. Ce résultat a été confirmé au moyen d'un modèle descriptif dans lequel le logarithme des gains horaires a été régressé sur l'âge, le carré de l'âge et trois variables nominales représentant respectivement un enfant, deux enfants, et trois enfants ou plus. On a aussi vérifié le modèle au moyen de variables correspondant à l'état matrimonial, à la province de résidence, à l'année, au statut d'immigrant, à la taille de l'employeur, à l'affiliation syndicale et au revenu familial.

6. Dans l'étude de Zhang (2008a), l'hypothèse de la maternité endogène a été rejetée.

7. L'expérience potentielle correspond à l'âge moins 5, moins le nombre d'années d'études.

8. Contrairement au graphique A, ici comme dans la suite du document, nous regroupons les personnes en fonction de leur âge, de manière à disposer d'un nombre raisonnable d'observations pour chaque sous-groupe.

9. Voir, par exemple, Loughran et Zissimopoulos (2007).

10. Les femmes peu scolarisées sont celles n'ayant pas dépassé les études secondaires. Les femmes très scolarisées sont celles qui ont poursuivi leurs études après le secondaire (incluant les études postsecondaires partielles).

11. Le fait de hausser ou de baisser cet âge d'un an ou deux n'entraîne pas un changement quantitatif de nos observations.

12. Les variables nominales pour le statut d'immigration, la province et l'année ont également été incluses. Ces variables n'ont pas eu d'incidence sur les résultats empiriques.

13. L'interruption de travail correspond à la différence entre le nombre d'années d'expérience réelle et d'expérience potentielle (l'expérience potentielle est égale à l'âge moins 5, moins le nombre d'années d'études). Voir Anderson et coll. (2003) pour une discussion sur l'équivalence entre, d'une part, la prise en compte de l'âge, de la scolarité et de l'expérience réelle, et d'autre part la prise en compte de la durée de l'interruption de travail.

14. Il existe deux moyens d'estimer le modèle à effets fixes. Le premier consiste à modéliser la variation des gains au fil du temps. Le second est de modéliser l'écart des gains pour chaque personne par rapport au salaire moyen. Ces deux approches reposent sur l'hypothèse selon laquelle les facteurs non mesurés sont constants à l'intérieur de la fenêtre d'observation, et qu'ils peuvent donc être différenciés. L'une et l'autre approches produisent des résultats identiques; c'est la seconde que nous avons utilisée.

15. Le modèle des gains a été estimé pour chaque groupe de mères selon la durée de l'interruption de leur carrière (voir la note de bas de page 13 pour des précisions sur les calculs). Chaque fois, le groupe de référence était constitué de femmes sans enfant.

16. Nous avons essayé quelques seuils de report de la maternité (femmes âgées de 29, 31, 32, etc.). Les conclusions sont demeurées essentiellement les mêmes.

17. Dans l'échantillon utilisé, 29 % des mères avaient un enfant tandis que 71 % en avaient deux ou plus.

Documents consultés

ANDERSON, Deborah J., Melissa BINDER et Kate KRAUSE. 2003. « The motherhood wage penalty revisited: Experience, heterogeneity, work effort, and work-schedule flexibility », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 56, n° 2, p. 273 à 294, http://www.econ.iastate.edu/classes/econ321/Orazem/anderson_motherhood-penalty.pdf (consulté le 25 février 2009).

BEAUPRÉ, Pascale et Elisabeth CLOUTIER. 2007. *Vivre les transitions familiales : résultats de l'enquête sociale générale 2006*, Enquête sociale générale, cycle 20 : enquête sur les transitions familiales, n° 89-625-XIF au catalogue de Statistique Canada — n° 002, Ottawa, 30 p., http://www.statcan.gc.ca/pub/89-625-x/89-625-x2007002-fra.pdf (consulté le 25 février 2009).

BÉLANGER, Alain et Cathy OIKAWA. 1999. « Qui a un troisième enfant? », *Tendances sociales canadiennes*, n° 53, été, n° 11-008-XIF au catalogue de Statistique Canada, p. 23 à 26, http://www.statcan.gc.ca/pub/11-008-x/1999001/article/4578-fra.pdf (consulté le 25 février 2009).

CORRELL, Shelley J., Stephen BENARD et In PAIK. 2007. « Getting a job: Is there a motherhood penalty? », *American Journal of Sociology*, vol. 112, n° 5, mars, p. 1297 à 1338, http://www.geo.cornell.edu/eas/PeoplePlaces/Faculty/mahowald/women/Getting%20a%20job%20is%20there%20a%20motherhood%20penalty.pdf (consulté le 25 février 2009).

DROLET, Marie. 2002. *Mariage, maternité et rémunération : Le choix du moment importe-t-il?*, n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, « Direction des études analytiques — Documents de recherche », n° 186, 28 p., http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2002186-fra.pdf (consulté le 25 février 2009).

HARKNESS, Susan et Jane WALDFOGEL. 1999. *The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialised Countries*, CASEpaper 29, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics, Londres, U.K. 38 p., http://sticerd.lse.ac.uk/dps/case/cp/casepaper30.pdf (consulté le 25 février 2009).

LOUGHRAN, David S. et Julie ZISSIMOPOULOS. 2007. « *Why Wait? The Effect of Marriage and Childbearing on the Wage Growth of Men and Women* », document de travail n° WR-482, RAND Corporation.

PHIPPS, Shelley, Peter BURTON et Lynn LETHBRIDGE. 2001. « In and out of labour market: long-term income consequences of child-related interruptions to women's paid work », *Revue canadienne d'économique*, vol. 34, n° 2, mai, p. 411 à 429.

WALDFOGEL, Jane. 1998a. « The family gap for young women in the United States and Britain: can maternity leave make a difference? », *Journal of Labor Economics*, vol. 16, n° 3, juillet, p. 505 à 545.

WALDFOGEL, Jane. 1998b. « Understanding the "family gap" in pay for women with children », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n° 1, hiver, p. 137 à 156.

ZHANG, Xuelin. 2008. *Emploi des mères canadiennes après la naissance d'un enfant et trajectoires des gains de leurs homologues occupées de façon continue, 1983 à 2001*, n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada, Direction des études analytiques — Documents de recherche, n° 314, Ottawa, 46 p., http://www.statcan.gc.ca/pub/11f0019m/11f0019m2008314-fra.pdf (consulté le 27 février 2009).

La présente étude a été menée alors que l'auteur était au service de la Division de la recherche sociale du ministère des Ressources humaines et du Développement social. L'auteur tient à remercier Catherine Massé, Mireille Laroche, Gordon Lenjosek et Cliff Halliwell pour leurs commentaires.